

【产业经济】

行政垄断与要素价格扭曲

——基于中国工业全行业数据与内生性视角的实证检验

陈林^{1,2}, 罗莉娅³, 康妮¹

- (1. 暨南大学产业经济研究院, 广东 广州 510632;
2. 广州市自由贸易试验区研究基地, 广东 广州 510632;
3. 汇添富基金管理有限公司, 上海 200120)

【摘要】 政府干预与要素市场之间的关系是近期学界的热点。有研究发现,政府对市场准入的干预(即所谓的行政垄断)在其中扮演了重要角色。但中国式市场准入规制中的行政审批程序包含较大的自由裁量权,而要素市场扭曲、行政垄断又与经济系统之间存在明显的内生性问题。为更好地寻找行政垄断制度的代理变量并控制内生性问题,本文首先使用1998—2007年中国172个工业行业的企业层面大数据,测算出国有与民营部门之间的要素价格相对扭曲程度,然后运用面板工具变量模型,对行政垄断与要素市场扭曲的统计关系进行检验。结果显示,中国工业经济的市场价格扭曲现象客观存在——资本价格扭曲呈先降后升的“U”型态势,劳动价格扭曲则呈直线上升态势,同时行政垄断行业具有鲜明的资本价格偏低和劳动价格偏高的特征。从统计关系上看,行政垄断与要素价格扭曲显著正相关,即行政垄断在一定程度上引致了中国工业经济的要素价格扭曲问题。

【关键词】 行政垄断; 要素价格扭曲; 内生性问题; 面板 Probit; 工具变量

【中图分类号】F421 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1006-480X(2016)01-0052-15

一、问题提出

在中国,国有部门与非国有部门之间的要素市场扭曲现象已被大量研究所证实,其中要素价格扭曲^①所致的资源错配现象尤为显著。而现有研究表明,所有制结构差异并不是国有部门与非国有

【收稿日期】 2015-11-09

【基金项目】 国家自然科学基金青年项目“行政垄断产业的政府管制体系研究”(批准号 71203078);国家自然科学基金重点项目“推动经济发达地区产业转型升级的机制与政策研究”(批准号 71333007);教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“进一步扩大服务业开放的模式和路径研究”(批准号 14JZD021)。

【作者简介】 陈林(1981—),男,广东河源人,暨南大学产业经济研究院副教授,博士生导师,广州市自由贸易试验区研究基地副主任;罗莉娅(1989—),女,广西河池人,汇添富基金管理有限公司职员;康妮(1988—),女,湖南衡阳人,暨南大学产业经济研究院博士研究生。通讯作者:陈林,电子邮箱:ambitionchenfan@163.com。

① 要素价格扭曲可以分为绝对扭曲和相对扭曲。前者是指单个生产要素的实际价格与其边际产出或机会成本之间的偏离,国内的相关研究有盛仕斌和徐海^[1]、史晋川和赵自芳^[2]、王宁和史晋川^[3]等。后者是指两个或两个以上的生产要素在不同部门或区域的价格构成比率不相等,国内外的相关研究有 Johnson^[4]、Mundlak^[5]、郑振雄和刘艳彬^[6]。由于本文研究的是国有部门和非国有部分之间的要素价格扭曲,即本文所指要素价格扭曲为相对扭曲。

部门之间产生要素价格相对扭曲的根本原因,而富有中国特色的行政垄断制度,才是其中主要成因^[7,8]。

早期研究专注于使用具体的定量指标,来测度要素价格扭曲程度,比如不同所有制结构企业的人均工资或贷款利率水平的实际差距。近期,韩剑和郑秋玲^[9]、邵宜航等^[10]、靳来群等^[11]使用国际上专门用于研究转轨经济国家的模型——Hsieh and Klenow^[12]改良出来的生产函数模型(下文简称 H-K 模型),对政府干预所致的资源错配现象进行再检验。但以上文献对资源错配程度的测算结果却大相径庭。中国在 1998—2007 年究竟是资源错配程度“总体上呈下降趋势”^[11],还是资源错配程度“先降后升”、要素市场扭曲“先改善后恶化”^[9,10],更为客观并符合经济现实?

根据 H-K 模型的利润函数 $\pi_{si} = (1 - \tau_{Y_{si}})P_{si}Y_{si} - \omega L_{si} - (1 + \tau_{K_{si}})RK_{si}$ ($\tau_{K_{si}}$ 表示资本价格扭曲,其余变量解释见下文),以及模型对资源错配的定义,不同所有制企业之间要素价格的扭曲会带来要素边际产出的不同,进而带来总体产出以及 TFP 的损失。由于要素投入和资源配置是基于外生变量要素价格的企业决策内生变量,所以要素价格扭曲实际上直接导致了资源错配的问题,二者可看似为同一个问题的两个对偶面。为此,本文将从要素价格扭曲的维度,尝试从一个侧面为以上资源错配方面的争论进行注解。

更关键的是,要素市场的扭曲程度是改善抑或恶化,是一个涉及当前体制改革方向的重大现实问题。这是因为,既然行政垄断强度并未弱化^①,而国有企业的控制力也在提升,要素市场的扭曲程度无疑是在上升的,资源错配自然也应该在加剧。一旦“资源错配程度总体上呈下降趋势”结论稳健,即似乎意味着中国已在逐步解决国有企业改革、要素市场扭曲及资源错配等重大的经济社会问题。这样一来,在 2003 年后国有企业改革放缓与行政垄断逐步成熟的制度环境下,中国要素市场扭曲和资源错配问题却在不断好转,那么继续改革(如混合所有制改革、破除不必要的垄断)的动力何在?既然使用新方法测算资源错配程度不稳健,学界就很有必要从传统的要素价格扭曲维度,对这个重大现实问题进行再讨论。

而且一直以来,要素价格扭曲研究或缺乏全行业的大数据分析,或为非基于微观企业数据的宏观分析,未能很好地将宏微观结合起来。为此,本文将从历年全国所有的规模以上工业企业数据中,整理出一个几乎涵盖全行业的行业面板数据库,并使用要素价格相对扭曲的测度方法,试图通过更稳健和更真实的指标,来反映中国工业要素价格扭曲现象的长期发展态势。同时,为控制要素价格扭曲与行政垄断研究中不可避免的内生性问题,以工具变量法进行实证研究,从而更准确地剖析影响要素价格扭曲的客观因素。

二、行政垄断对要素价格扭曲的作用机制

现实中行政垄断的法律载体(外延)主要有:国务院的行政规范性文件《国务院关于投资体制改革的决定》及其附件《政府核准的投资项目目录》(2004 年本),行政法规《外商投资项目核准暂行管理办法》及其附件《外商投资产业指导目录》,部门规章《企业投资项目核准暂行办法》等。依据这些行政法规,政府在琳琅满目的产业中实行严格的市场准入规制。非国有企业若要进入相关行业,则需要获得特定投资主管部门的行政备案或行政核准。

关于中国行政垄断的内涵,与 H-K 模型构建起的要素价格扭曲制度环境较为一致。该模型设定的企业利润函数为 $\pi_{si} = (1 - \tau_{Y_{si}})P_{si}Y_{si} - \omega L_{si} - (1 + \tau_{K_{si}})RK_{si}$,其中, $\tau_{Y_{si}}$ 表示工业产品市场的扭曲, $\tau_{K_{si}}$ 表

① 2003 年以来,关于行政垄断的一系列行政法规逐步完成立法^[13],行政性准入壁垒的制度体系越来越完善。

示资本扭曲。关于工业产出的扭曲 τ_{Y_i} 的设定,与行政垄断对中国经济产生的制度绩效不谋而合。

韩剑和郑秋玲^[9]、靳来群等^[11]使用 H-K 模型时,将企业利润函数修改为 $\pi_{s_i} = P_{s_i} Y_{s_i} - \tau_{L_{s_i}} \omega L_{s_i} - \tau_{K_{s_i}} R K_{s_i}$ 。新增的 $\tau_{L_{s_i}}$ 表示劳动价格扭曲程度,而 Aoki^[14](下文简称为“Aoki 模型”)最早提出 $\tau_{L_{s_i}}$ 在转轨国家的关键作用。该模型与 H-K 模型极为相似,并重点考察了劳动价格扭曲的影响作用。从现实来看,国有企业在行政垄断的保护下,长期存在着政策性负担、软预算约束等经营问题,以致自 2003 年国有企业做强做大后,国有企业劳动价格偏高问题在中国逐步加剧^[2,15-17]。因此,用 $\tau_{L_{s_i}}$ 表示劳动价格扭曲程度这样的模型设定,显然符合关于中国特色模型的设计思路与中国的实际国情。

韩剑和郑秋玲^[9]、靳来群等^[11]根据上述行政垄断导致资源错配的作用机制,将行政垄断对要素价格的具体作用归为 $\tau_{L_{s_i}}$ 和 $\tau_{K_{s_i}}$ 。本文也认同这种观点,行政垄断对要素价格扭曲的作用机理基本如上所述,且已有的实证研究也基本证实了上述机制。例如,史晋川和赵自芳^[2]的研究发现,即便国有经济对国内生产总值(GDP)的贡献已降到 50% 以下,但国有企业却在最近 10 年间以低廉的价格获得了 80% 以上的政府金融支持。刘小玄和周晓艳^[8]的研究亦发现,在相同规模的基础上,民营企业的融资成本和利率弹性均显著高于国有企业,即民营企业融资难。在国有企业能以较低的利率获得大量贷款的同时,非国有企业则常常因为产权结构的原因,在资金市场上受到政策性的歧视,常出现资金短缺和周转不足等资本约束问题,民营企业尤为严重。国有企业与民营企业之间事实上面临的是一个“割裂”的资本要素市场。在劳动价格方面,国有经济占主导的行政垄断行业出现了显著的高收入现象,加剧了收入分配与社会公平的问题^[8]。根据张原^[9]的研究,在工资水平处于前 50% 的行业中,国有经济为主的行政垄断行业占 75% 以上,而行政垄断行业内国有企业的平均工资水平也远高于同行业的其他所有制企业。

本文认为,H-K 模型上述设定与行政垄断的理论内涵和现实边界均十分吻合。因此,使用 H-K 模型研究行政垄断,具有理论基础。不过,如果 H-K 模型的设定适用于中国特色社会主义市场经济,那么“资源错配总体上呈下降趋势”^[11]的独特结论的问题出在哪里,或者说,韩剑和郑秋玲^[9]、邵宜航等^[10]、靳来群等^[11]得出的结论有所背离的原因在哪里? 本文认为,相关研究删除了 H-K 模型中涉及行政垄断制度关键作用的 $\tau_{Y_{s_i}}$,很可能是导致资源错配程度测算结果出现较大波动的主要原因^①。

本文认为,在市场准入壁垒的保护下,国有企业的产品附加值明显偏高。而在 H-K 模型中,这一点直接体现为国有企业的利润函数中 $\tau_{Y_{s_i}}$ 的正负。对于生产低附加值产品的民营企业来说,国有企业其实获得了一个行政垄断制度导致的产品价格贴水,即 $\tau_{Y_{s_i}} > 0$ 。正因为忽略了产品市场的价格扭曲,在模型中剔除 $\tau_{Y_{s_i}}$ 的关键作用,可能导致了资源错配测算结果出现变形,从而得出一些与经济现实较为不符的结论。简而言之,遗漏中国行政垄断制度对产品价格的关键影响 $\tau_{Y_{s_i}}$,或将会对要素价格扭曲的测度结果产生重大影响。

H-K 模型和 Aoki 模型属于国际上最新的生产函数模型,其计算结果或多或少会引起一些讨论,比如近期 Hsieh and Song^[21]的研究。究竟这些前沿理论模型和实证框架能不能更好地适用于中国,或者说如何将中国的数据有效嵌入至这些模型,是一个有待深入研究的理论问题。但中国现实中的要素价格扭曲程度大小,却是一个当前不能回避的体制改革逻辑出发点,亟需学界“稳健”地作出回应。有鉴于此,本文试图使用同样的数据,以传统的要素价格测算方法对要素价格扭曲程度进行计算,从而更客观地揭示出工业要素价格扭曲的长期趋势。

① 葛鹏和李思龙^[20]的 H-K 模型研究发现,放松固有的规模报酬不变假设,同样会使资源错配测算结果产生变化。

三、要素价格相对扭曲的测算

1. 研究样本与数据处理

本文使用传统方法对要素价格相对扭曲程度进行测算,所用数据同样来自“中国工业企业数据库”,样本同为规模以上工业企业,截取时间段同为1998—2007年。

为消除2003年四位数产品代码统计口径变动的影响,本文对1998—2002年期间的产业代码进行了调整,选取三位数行业代码对样本企业进行行业分类。为尽量克服样本的选择性偏误,本文选取国有企业与民营企业共存的可竞争行业为样本,并剔除法定的国家垄断行业(比如造币、核工业和军事工业)和统计数据缺失的行业。剔除后样本为172个行业,几乎涵盖中国所有的工业行业,数据基数的庞大在一定程度上提高了研究结果的客观性。

2. 要素价格测算方法

(1) 劳动价格。劳动价格以企业支付给职工的平均工资水平为度量指标,即:

$$w_l = \frac{x_l}{\text{企业全部职工数}} \quad (1)$$

w_l 表示企业的劳动要素价格,代表企业单位劳动力的平均劳动报酬水平。 x_l 为工业企业数据库中的应付职工薪酬指标,代表了企业的劳动总投入。

(2) 资本价格。本文借鉴陈林和刘小玄^[22]的研究对企业资本价格进行测算。即:

$$w_k = \frac{x_k}{K_A} = [Dep + \frac{K \cdot r}{1 - e^{-rt}} + (K_c - stock) \cdot r] / K_A \quad (2)$$

其中, w_k 表示企业资本价格, x_k 表示对企业当年资本要素总消耗量的估计, K_A 表示企业的资本总量,以资产总计度量。 Dep 为企业当年折旧,是当年资本消耗量的主要成分。 K 为企业的固定资产净值, r 为中国人民银行公布的当年年初的一年期定期存款的基准利率。 t 为固定资产折旧年限, $t=20$ 年。 K_c 为流动资产, $stock$ 为存货。

式(2)所测算出的资本价格并非企业的实际资本价格水平(因为企业每年购置新设备、新厂房的综合价格实际上无法完全客观考量),而是企业当年资本消耗量对现存资本总量的占比,表示相对资本消耗量,其中 K_A 是企业资本规模的控制变量,控制企业的异质性对资本消耗量比较的影响,相对资本消耗量越高,则表明企业对资本要素需要支付更高的价格水平。结合国内外一系列研究成果, w_k 可以较好地测度出企业资本价格水平,因此也被罗楚亮和倪青山^[23]、陈林等^[24]所使用。

3. 劳动与资本价格扭曲程度

基于上述测算公式,本文对不同所有制企业的资本价格与劳动价格进行测算,总结中国工业经济要素价格扭曲的总体表现特征。为避免通货膨胀因素对要素价格的影响,在进行要素价格测算时,以1998年为基期的生产者物价指数对要素价格进行平减。测算结果如表1所示。

从劳动价格的演变趋势看,国有企业和民营企业的劳动价格均呈上涨趋势且涨幅明显,到2007年,劳动价格水平较于1998年分别上涨了241.17%及116.55%,年均增长率则分别高达14.61%及8.96%,国有企业劳动价格具有鲜明的上涨趋势(见图1)。从劳动价格比看,国有企业的劳动价格并不是一开始就存在优势,要素价格扭曲在不同阶段表现出不同的特征。1998—2002年, $w_{l,s}/w_{l,p}$ 均小于1(见图2),到2002年基本持平。这表明,在2002年以前,要素价格扭曲特征主要表现为民营企业的劳动价格水平高于国有企业,且扭曲程度随着时间的推移得到了较大程度的改善,使

表 1 1998—2007 年不同所有制企业各要素价格的统计特征 单位：元

年份	国有企业		民营企业		要素价格比	
	$w_{l,s}$ (均值)	$w_{k,s}$ (均值)	$w_{l,p}$ (均值)	$w_{k,p}$ (均值)	$w_{l,s}/w_{l,p}$	$w_{k,p}/w_{k,s}$
1998	5794	0.0721	6955	0.0757	0.8331	1.0499
1999	6490	0.0608	7451	0.0653	0.8710	1.0740
2000	7079	0.0537	7920	0.0567	0.8938	1.0559
2001	8069	0.0543	8676	0.0566	0.9300	1.0424
2002	9236	0.0542	9314	0.0566	0.9916	1.0443
2003	10701	0.0548	10108	0.0560	1.0587	1.0219
2004	13281	0.0553	11505	0.0557	1.1544	1.0072
2005	14206	0.0613	12030	0.0636	1.1809	1.0375
2006	15989	0.0616	13076	0.0639	1.2228	1.0373
2007	19767	0.0632	15061	0.0666	1.3125	1.0538

资料来源：作者计算整理。

$w_{l,s}/w_{l,p}$ 逐渐向 1 靠近。

而到 2003 年,劳动价格扭曲开始出现拐点。2003—2007 年,国有企业和民营企业的劳动价格分别增长 16.58% 和 10.48%, 增速差距拉大的直接结果即国有企业劳动价格远高于民营企业, $w_{l,s}/w_{l,p}$ 由小于 1 变为大于 1, 且表现出不断增加的趋势。劳动价格扭曲程度在 1998—2002 年先改善了 19.09%, 但在 2003—2007 年恶化了 23.89%, 扭曲程度急剧拉大。劳动要素价格比之所以未呈现典型“U”型态势, 可能由于考察期内国有企业劳动价格激增, 拉高了整体要素价格扭曲程度。

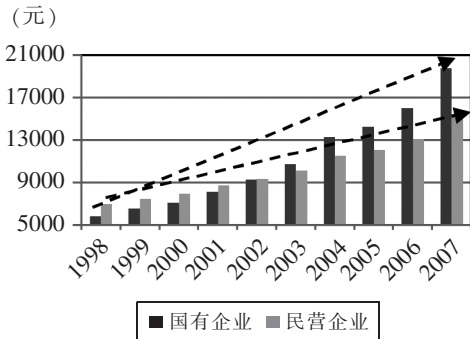


图 1 平均劳动价格变化趋势

资料来源：作者绘制。

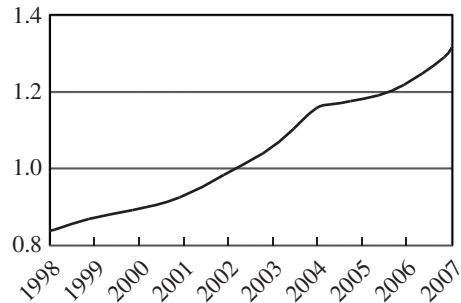


图 2 国有企业与民营企业的劳动要素价格比

资料来源：作者绘制。

从资本价格的演变趋势看, 民营企业与国有企业的平均资本价格及资本要素价格比均呈直观的“U”型变化特征——先下降后上升趋势。1998—2002 年, 国有企业及民营企业平均资本价格呈现明显下降趋势, 且增长率几近同步变化。而从 2003 年开始, 演化趋势开始转变, 由负增长直接转为正增长, 且同步增长特征不再。2003—2007 年, 国有企业及民营企业的资本价格持续高企, 年均增长率分别为 3.45% 和 4.49%, 国有企业较民营企业而言呈现低增长趋势(见图 3)。从资本价格比看, 考察期内 $w_{k,p}/w_{k,s}$ 均大于 1, 1998—2007 年资本要素价格扭曲为“U”型曲线(见图 4)。若参照韩剑和郑秋玲^①剔除发生亚洲金融危机的 1998 年样本的思路, 1999—2007 年资本要素价格扭曲的“U”型

曲线态势更明显。本文测算得出的中国工业要素价格扭曲程度,与靳来群等^[11]的资源错配程度“总体下降”趋势较不一致,而与韩剑和郑秋玲^[9]、邵宜航等^[10]的“U”型曲线较为吻合。

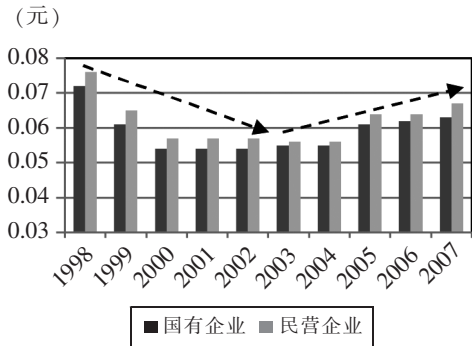


图3 平均资本价格变化趋势

资料来源:作者绘制。

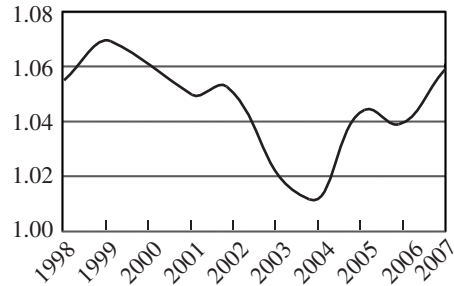


图4 民营企业与国有企业的资本要素价格比

资料来源:作者绘制。

图4的“U”型曲线与中国资本配置倾向的现实情况保持一致。近年来,国有企业凭借隐性担保和政策性补贴等天然优势,以较低的成本获得了充分的信贷融资。相反,民营企业受政治风险、金融市场的不完备性及产权结构等因素的影响,存在着不同程度的融资约束。金融机构尤其是由政府主导的国有银行,对国有企业的倾向性融资及对民营企业的歧视性融资,导致国有企业与民营企业的资本价格比差距拉大,扭曲程度上升。

综上所述,2003年之前国有企业的职工福利待遇与民营企业没有明显区别,但在2003年这一分水岭之后,国有企业的福利待遇增加较快;民营企业的资本价格则一直相对较高,融资难问题持续,但在2003年之前这种情况是不断改善的,其后却出现倒退。

4. 要素价格扭曲的行业分布特征

本文进一步测算各行业国有企业与民营企业的平均资本价格 $\overline{w_{k,s}}$ 、 $\overline{w_{k,p}}$,平均劳动价格 $\overline{w_{l,s}}$ 、 $\overline{w_{l,p}}$,并以此构建行业层面要素价格差异的测算指标 $w_k gap$ 和 $w_l gap$,以考察要素价格扭曲的行业分布特征。

一是测算考察期内172个行业各年份的资本价格和劳动价格的平均值, $\overline{w_{k,s}}$ 、 $\overline{w_{k,p}}$ 为行业层面国有企业与民营企业资本价格平均水平的度量, $\overline{w_{l,s}}$ 、 $\overline{w_{l,p}}$ 为国有企业与民营企业劳动价格平均水平的度量;二是在以上测算结果的基础上取各年的平均值,测算整个考察期内的均值: $\overline{\overline{w_{k,s}}}$ 、 $\overline{\overline{w_{k,p}}}$ 、 $\overline{\overline{w_{l,s}}}$ 、 $\overline{\overline{w_{l,p}}}$;三是测算要素价格差异:

$$w_k gap = (\overline{\overline{w_{k,s}}} - \overline{\overline{w_{k,p}}}) / \overline{\overline{w_{k,p}}} \quad (3)$$

$$w_l gap = (\overline{\overline{w_{l,s}}} - \overline{\overline{w_{l,p}}}) / \overline{\overline{w_{l,p}}} \quad (4)$$

$w_k gap$ 和 $w_l gap$ 分别表示国有企业对民营企业资本价格及劳动价格的相对偏离度,用以度量资本价格及劳动价格的扭曲程度。在现实经济中,很难实现两家企业或行业的要素价格完全相等,本文将 $[-10\%, 10\%]$ 设定为价格差异的合理区域。当 $w_k gap \in [-10\%, 10\%]$ 时,认为该行业资本价格差异处于合理范围内。当 $w_k gap > 10\%$ 时,表示该行业为国有企业资本价格相对高(相对于民营企业)的行业;当 $w_k gap < -10\%$ 时,表示该行业为国有企业资本价格相对低(相对于民营企业)的行业。 $w_l gap$ 的

合理区域及行业判断与 $w_k gap$ 保持一致。

根据式(3)和式(4),本文测算了 $w_k gap$ 及 $w_l gap$ 值,并绘出国有企业与民营企业资本价格的相对偏离度 $w_k gap$ 、 $w_l gap$ 的分布散点图。在图5中,第一象限表示国有企业资本价格和劳动价格相对高(相对于民营企业,下同)的行业;第二象限表示国有企业资本价格相对低而劳动价格相对高的行业;第三象限表示国有企业资本价格和劳动价格均相对低的行业;第四象限表示国有企业资本价格相对高而劳动价格相对低的行业。在所考察的172个行业中, $w_k gap$ 和 $w_l gap$ 主要集中在 $[(-20\%, -10\%), (10\%, 50\%)]$ 的坐标范围内,即要素价格扭曲的特征主要表现为:国有企业资本要素价格相对偏低而劳动要素价格相对偏高。具体来说,在所考察的172个行业中,有63个为国有企业资本价格相对低的行业,占37.21%(相对于全部考察行业,下同),主要包括:烟煤和无烟煤的开采洗选(061)、其他黑色金属矿采选(089)、采盐(103)、造纸(222)等重化工业;有15个为国有企业资本价格相对高的行业,仅占8.72%,主要包括:水产品加工(136)、液体乳及乳制品制造(144)、羽毛(绒)加工及制品制造(194)等轻工业。有74个为国有企业劳动价格相对高的行业,占43.02%,主要包括:天然原油和天然气开采(071)、铁矿采选(081)、常用有色金属矿采选(091)、贵金属矿采选(092)、炼铁(321)、炼钢(322)等重化工业;有23个为国有企业劳动价格相对低的行业,占13.37%,主要包括:糖果、巧克力及蜜饯制造(142)、酒的制造(152)等轻工业。

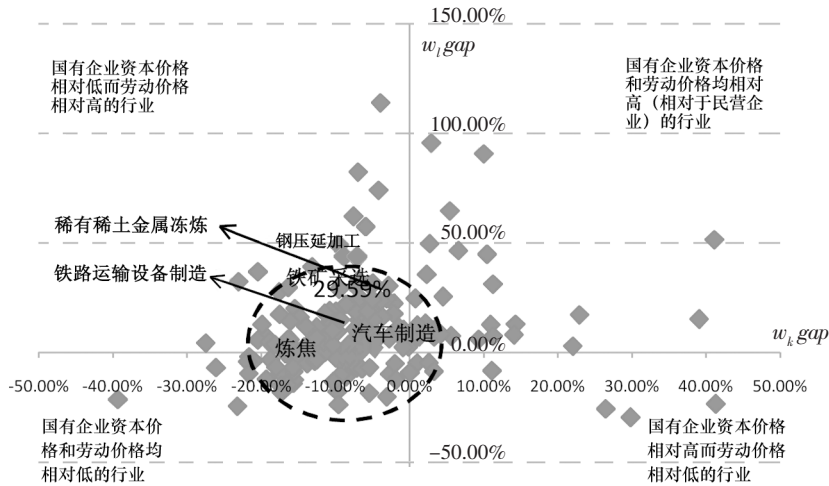


图5 172个行业 $w_k gap$ 和 $w_l gap$ 分布散点图

资料来源:作者绘制。

四、回归估计

根据前文测算结果可知,中国工业行业要素价格呈现扭曲现象,并表现出了一定的阶段性特征及行业分布规律,不同时间段的要素价格扭曲特征与各行业要素价格扭曲程度的大小均与行政垄断性质具有较强的相关关系。而且根据第二部分的理论分析,行政垄断与要素价格扭曲的关系很可能是客观存在的。为进一步论证行政垄断与要素价格扭曲的统计关系,下面进行实证再检验。

1. 变量说明及模型估计

以 $Indist$ 作为考察要素价格扭曲程度的综合性指标及被解释变量。基础计量模型设定如下:

$$Indist_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 Am_{it} + \sum_{j=2}^n \beta_j Ctrl_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

在式(5)中,下标*i*代表行业,下标*t*代表时间;*i* ∈ *N*,*N*为样本的截面数(*N*=172);*t* ∈ *T*,*T*为考察时间年限(*T*=10)。Am为解释变量,代表行业的行政垄断性质。Ctrl为控制变量(共有*n*-1个控制变量)。α为截距项,ε为随机扰动项。

(1)要素价格扭曲程度*Indist*。由于政府干预对国有企业的低资本价格和高劳动价格存在偏好,本文结合第三部分的测算结果,构建如下描述工业经济要素价格扭曲的综合性测度指标:

$$Indist = (w_{i,j,s} \times w_{i,j,p}) / (w_{i,k,s} \times w_{i,j,p}) \quad (6)$$

其中,*w_{i,j,s}*及*w_{i,k,s}*分别表示行业中国有企业和民营企业的平均资本价格,*w_{i,j,s}*及*w_{i,j,p}*分别表示行业中国有企业和民营企业的平均劳动价格。当国有企业的资本价格相对偏低而劳动价格相对偏高时,*Indist*增大,反之减小。因此,*Indist*能够较好地测度行业的要素价格扭曲程度。

从统计结果看,*Indist*基本呈逐年上升的趋势,这表明,中国工业经济的要素价格扭曲问题在恶化。而从*Indist*最大的行业分布情况看,要素价格扭曲程度最高的行业主要分布在:天然原油和天然气开采(071)、铁矿采选(081)、其他黑色金属矿采选(089)、其他采矿业(110)、通信设备制造(401)、交通器材及其他交通运输设备制造(379)等行业(见表2)。其中,考察期内*Indist*的行业峰值出现在2002年,主要行业为其他仪器仪表的制造及修理(419)、航空航天器制造(419)。而次高峰出现在2007年,主要行业为天然原油和天然气开采(071)、交通器材及其他交通运输设备制造(379),天然原油和天然气开采(071)更是长期跻身于*Indist*最大的行列。从上述行业的属性来看,显然都属于竞争程度极低,并受到政府严格市场准入规制的行政垄断行业。

表2 172个行业*Indist*最大行业统计分析

年份	最大值	行业
1998	3.3977	其他黑色金属矿采选(089)、天然原油和天然气开采(071)
1999	3.3114	日用及医用橡胶制品制造(295)、乐器制造(243)
2000	2.4246	乐器制造(243)、日用化学产品制造(267)
2001	2.8006	贵金属矿采选(092)、其他黑色金属矿采选(089)
2002	5.8345	其他仪器仪表的制造及修理(419)、航空航天器制造(419)
2003	2.2854	其他采矿业(110)、有色金属合金制造(334)
2004	3.0584	天然原油和天然气开采(071)、铁矿采选(081)
2005	3.2844	通信设备制造(401)、天然原油和天然气开采(071)
2006	2.9266	通信设备制造(401)、天然原油和天然气开采(071)
2007	5.8258	天然原油和天然气开采(071)、交通器材及其他交通运输设备制造(379)

资料来源:作者计算整理。

要素价格扭曲程度较大的行业主要集中在国有经济占控制地位的行业,政府干预性质明显。这些行业的市场进入门槛较高,大部分受到政府部门的准入规制。自2003年以来,中国行政性准入壁垒的制度体系越来越完善,行政垄断行业凭借行政部门赋予的垄断势力挤占越来越多的社会资源,加剧了要素价格扭曲程度。另一方面,政府凭借其行政权力支配要素供给体系,在生产要素供给上一直存在“抓大放小”的结构性矛盾,导致要素价格扭曲现象突出。因此,中国工业经济要素价格扭曲与行政垄断性质具有较强的相关关系。

(2)行政垄断变量Am。关于行政垄断变量的测度研究,学界尚未达成共识,引用频率较高的有

国有经济比重衡量法(刘小玄^[25],白重恩等^[26],丁启军和伊淑彪^[27])和“指标体系”衡量法(于良春和余东华^[28],于良春和张伟^[29])。前者以国有经济比重作为代表变量测度行政垄断的强弱,研究表明,国有经济比重与行政垄断高度正相关,国有经济比重是行政垄断的合理变量。然而,以上方法虽能较为客观地测度出行业性行政垄断程度,但前者没有考虑法律法规等外生制度的作用,后者则显得缺乏客观性,其“具体数值可以根据实际情况确定”^[27]。

鉴于此,在“以公有制为主体,多种所有制经济共同发展”的基本经济制度下,行政垄断同产业政策一般仅对特定产业发挥作用,而这些特定产业主要分布在“控制国有经济命脉”的重要行业和关键领域,其余产业则为相对自由的市场竞争行业。因此,可将行政垄断变量看做一个取值空间,只有“是”或“否”的状态。因此,本文结合宋凌云和王贤彬^[30]、黎文靖和李耀淘^[31]对产业政策的量化界定方法,并考虑到混合估计可能存在的问题及不同性质行业样本的比较,根据2004年国务院颁布的《国务院关于投资体制改革的决定》及其附件《政府核准的投资项目目录》(2004年本)等行政垄断法规,将172个工业行业划分为行政垄断行业(见表3)及竞争性行业,以 A_m 代表行政垄断性质,取值0或1。当行业为行政垄断行业时, $A_m=1$;当行业为竞争性行业时, $A_m=0$ 。一个产业及其市场的行政垄断变量存在与否,就是制度变量 A_m 的表现形式。 β_1 为 A_m 的系数,依据理论分析及统计分析结果,预期 $\beta_1>0$ 。

表3 行政垄断行业界定一览

	行业名称及行业代码
采矿业	烟煤和无烟煤的开采洗选(061)、褐煤的开采洗选(062)、天然原油和天然气开采(071)、铁矿采选(081)、其他黑色金属矿采选(089)、有色金属矿采选(091)、贵金属矿采选(092)、稀有稀土金属矿采选(093)、采盐(103)
农副食品加工业	制糖(134)
造纸及纸制品业	纸浆制造(221)、造纸(222)
石油加工、炼焦及核燃料加工业	精炼石油产品的制造(251)、炼焦(252)
化学原料及化学制品制造业	基础化学原料制造(261)、肥料制造(262)
非金属矿物制品业	水泥、石灰和石膏的制造(311)、水泥及石膏制品制造(312)
黑色金属冶炼及压延加工业	炼铁(321)、炼钢(322)、钢压延加工(323)、铁合金冶炼(324)
有色金属冶炼及压延加工业	稀有稀土金属冶炼(333)
交通运输设备制造业	铁路运输设备制造(371)、汽车制造(372)、船舶及浮动装置制造(375)、航空航天器制造(376)
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	雷达及配套设备制造(402)

资料来源:作者根据涉及中国式行政垄断的相关行政法规整理。

(3)控制变量。以行业的市场集中度 HHI ^[15,27,32]和行业的国有化程度 $Gn1, Gn2$ ^[27,32]作为控制变量。采用赫芬达尔指数 HHI 对市场集中度进行度量,计算公式为:

$$HHI = \sum_{i=1}^M (income_i / (\sum_{i=1}^M income_i))^2 \quad (7)$$

其中, $i \in M, M$ 为行业中企业数。 $income_i$ 代表企业 i 的产品销售收入,作为企业规模的度量变量。 $\sum_{i=1}^M income_i$ 为所有企业产品销售收入之和,是对行业市场总规模的测度。

国有企业资产平均值与行业资产平均值之比 $Gn1$ 、国有企业产品销售收入平均值与行业产品

销售收入平均值之比 $Gn2$ 分别作为行业产权结构的代表变量,其计算公式如下:

$$Gn1 = \frac{(\sum_{i=1}^m guoyou_asset_i)/m}{(\sum_{j=1}^M asset_j)/M} \quad (8)$$

$$Gn2 = \frac{(\sum_{i=1}^m guoyou_income_i)/m}{(\sum_{j=1}^M income_j)/M} \quad (9)$$

其中, $i \in m, m$ 为国有企业数, $(\sum_{i=1}^m guoyou_asset_i)/m$ 表示国有企业资产的平均值, $(\sum_{i=1}^m guoyou_income_i)/m$ 表示国有企业产品销售收入平均值, $j \in M, M$ 为行业中企业数, $(\sum_{j=1}^M asset_j)/M$ 表示行业中企业资产的平均值, $(\sum_{j=1}^M income_j)/M$ 表示行业产品销售收入的平均值。 $mean_g$ 为行业的平均管理费用,单位为万元。所有变量的统计特征见表 4。

表 4 各主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Indist</i>	1720	1.2033	0.5902	0.0288	9.8060
<i>Am</i>	1720	0.1512	0.3572	0.0000	1.0000
<i>HHI</i>	1720	0.0214	0.0363	0.0016	0.7886
<i>Gn1</i>	1720	1.9585	1.6175	0.0387	20.7444
<i>Gn2</i>	1720	1.2213	1.1786	0.0245	14.8907
<i>mean_g</i>	1720	0.5436	1.7347	0.0410	34.8274

资料来源:作者计算。

2. 内生性问题

在中国,行政垄断不是一个完全取决于政治体制的外生变量,而是会受到垄断租金、企业游说等影响的内生性变量。因此,控制内生性问题一直是行政垄断领域研究的重点和难点。白重恩等^[26]较早地进行了尝试,其研究使用利税率的滞后一期值来缓解内生性问题。陆铭和陈钊^[33]将所有的解释变量都滞后了一期。陈林和朱卫平^[34]提出在 GDP、财税收入等政绩指标和企业经济指标的双重影响下,地区性行政垄断的内生性问题显著加剧,为此使用了工具变量法还原行政垄断的真实面目。因此,涉及行政垄断的实证研究或多或少存在一定的内生性问题,而使用主成分分析法加总一些经济指标构造行政垄断变量的研究可能较为严重。另一方面,将源自经济系统内部的要素市场扭曲变量,置入回归方程作为被解释变量亦很可能引起内生性问题。因此,要素价格扭曲变量与其他经济指标本来就有内生性问题,加上行政垄断变量与其他经济指标之间的互为因果,关于行政垄断与要素价格扭曲的实证研究是必须控制内生性问题的。

为初步检验内生性问题,本文用最小二乘法估计基本回归方程,结果表明(可参见表 5 回归方程 I、III): Am 的回归系数不能通过显著性检验,更严重的问题是,方程 I、III 的 Am 回归系数正负相反,具有显著的不稳健性,即行政垄断作用方向难以判别。本文认为,这正是内生性问题所导致的。行政垄断在影响要素价格扭曲程度的同时也会受其反作用,当要素价格扭曲程度过高时,往往会加大行政垄断的执行力度,这种双向因果关系导致的内生性问题可能引起 Am 的估计系数 β_1 出现有偏,行政垄断性质对工业经济要素价格扭曲的正向作用被严重低估或出现严重的不稳健性。因此,有必要选择恰当的能够控制内生性问题的回归估计法以支持本文的分析,本文将使用工具变量法对内生性问题进行控制。

3. 工具变量的选择

从方法论上讲,有效工具变量的选择必须满足两个条件,一是外生性,即工具变量必须与随机误差项、被解释变量及其他解释变量不相关;二是相关性,即工具变量必须与所替代的内生解释变量高度相关^[35]。

中国企业的管理费用很大一部分会用于企业与地方政府之间的游说行为,因而与行业的政府干预力度高度相关。Guo and Hu^[36]通过研究行政垄断所产生的经济绩效发现,行政垄断行业已然成为中国腐败行为蔓延的重灾区,在行政垄断行业,由于腐败导致的高在职消费问题,造成了严重的经济效率损失。杨蓉^[37]的研究结果亦发现,在行政垄断行业的上市公司中,高管控制权与高管货币性薪酬显著正相关,与高管在职消费增加显著正相关,垄断租金是行业行政垄断的主要原因。行政垄断行业的国有企业与政府规制机构之间存在着较强的“旋转门”现象,国有企业“内部人”能获得的“个人利益”的大小会影响行业的行政垄断性质。从而行政垄断所获得的垄断租金越高,行政垄断的既得利益者就越有激励说服规制机构维持行业的行政垄断性质,以保障其“内部人”利益得以维持,行政垄断可能在很大程度上影响工业行业要素价格扭曲。结合中国会计制度现状,企业管理层的在职消费往往被纳入管理费科目,行业的平均管理费用作为企业的期间费用单独构成一个核算科目,与企业的劳动价格、资本价格以及被解释变量的相关度均不大,且从经济学意义上并不会影响行业的市场结构及行业的国有化程度等控制变量,满足外生性条件。

综合中国的国情特色与工具变量选择条件,本文初步选取行业的平均管理费用 $mean_g$ 作为行政垄断性质 A_m 的工具变量:

$$mean_g = (\sum_{j=1}^M guanlife_j) / M \quad (10)$$

其中, $guanlife_j$ 代表行业中企业的管理费用总额, $j \in M$, M 为行业在位企业数。

4. 两步法内生性检验

内生性检验使用两步法进行。第一步,将可能存在内生性问题的解释变量对工具变量和其他解释变量进行面板 Probit 回归,第一步的回归结果见表 6。从表 6 的结果看,无论是控制变量使用 $Gn1$ 的模型还是使用 $Gn2$ 的模型,工具变量 $mean_g$ 的系数均显著为正,工具变量对内生解释变量有较好的解释能力,即平均管理费用越多行政垄断的可能性越大, p 值在 1% 水平上显著。这一结果与本文的预期一致,表明中国工业经济中,行业的平均管理成本大小与行业的行政垄断性质高度相关,行政垄断行业的平均管理费用远高于竞争性行业,满足相关性条件。

至于工具变量的强弱,与 OLS 回归和截面 Probit 模型的不同,面板 Probit 模型第一步回归得出的统计量,既不是 F 统计量也不是最大似然卡方统计量,而是另一个统计量 Wald 卡方统计量。因此,无法使用 F 统计量是否大于 10 作为判断工具变量强弱的标准^[34,38]。本文参考陈志勇和陈思霞^[39]、朱光伟等^[40]的工具变量强弱判别法,使用 Wald 卡方统计量的显著性水平进行判别。

在内生性检验的第二步,将被解释变量 $Indist$ 对第一步得出的潜变量拟合值、残差及其他解释变量进行回归。IV 面板模型估计的结果见表 5, Wald 检验表明工具变量是一个合理的工具变量,而不使用 IV 估计的基础计量模型具有明显的内生性问题。

通过这个两步法的回归,本文的 IV 估计得到了 β_1 的一致估计。估计出来的 β_1 基本可以反映出明显具有内生性问题的解释变量——行政垄断性质,与同样具有内生性问题的被解释变量——要素价格扭曲程度之间的统计关系。从两步法内生性检验的结果看,本文基本拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设,即认为 A_m 为内生变量,模型的理想回归结果应参照表 5 的 IV 估计结果。

表 5 OLS 估计及 IV 估计的两阶段回归结果

估计方法	OLS 估计 1(I)	IV 估计 1(II)	OLS 估计 2(III)	IV 估计 2(IV)
被解释变量	<i>Indist</i>	<i>Indist</i>	<i>Indist</i>	<i>Indist</i>
<i>Am</i>	0.0086 (-0.16)	1.6142*** (5.00)	-0.0232 (-0.42)	1.6794*** (4.76)
<i>HHI</i>	1.4950*** (3.33)	0.1767 (0.30)	1.3475** (3.01)	0.0711 (0.12)
<i>Gn1</i>	0.0629*** (6.29)	0.0296* (2.08)	-	-
<i>Gn2</i>	-	-	0.0896*** (6.26)	0.0192 (0.81)
<i>_cons</i>	1.0476*** (36.30)	0.8999*** (17.93)	1.0692*** (39.84)	0.9257*** (18.80)
Within-R ²	0.0188	0.0214	0.0191	0.0220
Wald chi ² (P 值)	50.90 (0.000)	58.62 (0.000)	50.47 (0.000)	55.83 (0.000)
Hausman(P 值)	38.90*** (0.000)		38.97*** (0.000)	
样本量	1711	1711	1711	1711

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的置信度水平上显著,括号内为 Z 统计值。

资料来源:作者计算整理。

表 6 IV 估计的一阶段回归结果

被解释变量 <i>Am</i>	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>mean_g</i>	0.0476*** (11.53)	0.0488*** (11.45)	0.0468*** (11.17)	0.0440*** (10.72)
<i>HHI</i>	—	0.2754* (1.72)	0.3328** (2.14)	0.2737* (1.83)
<i>Gn1</i>	—	—	0.0214*** (6.36)	—
<i>Gn2</i>	—	—	—	0.0417*** (9.00)
<i>_cons</i>	0.1247*** (14.43)	0.1182*** (12.91)	0.0763*** (6.08)	0.0700*** (6.70)
观测值	1711	1711	1711	1711
Wald chi ² (p 值)	133*** (0.00)	142*** (0.00)	184*** (0.00)	225*** (0.00)

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的置信度水平上显著,括号内为 Z 统计值。

资料来源:作者计算整理。

4. 实证结果分析

本文使用 1998—2007 年 172 个三位数代码工业行业的面板数据,运用面板工具变量模型考察了行政垄断对中国工业经济要素价格扭曲的作用。

(1)内生性问题显著影响了行政垄断与要素价格扭曲之间的统计关系。使用 1711 个样本量进行 OLS 估计,解释变量 A_m 均不显著,估计结果亦不稳健。因此,内生性问题导致行政垄断对要素价格扭曲的作用,被严重低估或误判方向。在控制内生性问题的基础上,IV 估计的结果出现较大的改良——显著性水平和稳健性得到大幅提升。根据表 5,在回归方程 II 中, A_m 系数显著为正,并从原来的 0.009 扩大至 1.614 个单位;在回归方程 IV 中, A_m 系数亦显著为正,并从原来的 -0.023 变为 1.679 个单位; β_1 的绝对值大幅增加,分别增加 187.33%和 71.37%。回归方程 II、IV 都在 1%水平上显著,回归结果稳健。

(2)IV 估计的结果表明, A_m 变量的系数均为正,即行政垄断会对要素价格扭曲产生显著的正效应。这表明在工业行业中,行政垄断性质会显著作用于国有企业与民营企业之间的要素价格差异。这与本文前面的理论分析与统计分析相一致,即在行政权力主导经济增长的背景下,行政审批权力与国有企业垄断结合形成的行政垄断,是要素价格扭曲的主要成因。

(3)行政垄断和要素价格扭曲均是较典型的内生变量,IV 估计在一定程度上还原了行政垄断对中国工业经济要素价格扭曲的影响。而忽略内生性问题的传统估计法,会导致行政垄断的危害性严重被低估,甚至形成错误的政策导向。

五、主要结论与政策含义

本文依据相对传统的方法测算出要素价格相对扭曲,分析了中国国有企业与民营企业要素价格扭曲程度及行业分布规律。试图从一个新的视角(控制关键变量的内生性问题)构建相关计量模型,运用面板工具变量法,实证检验了行政垄断对中国工业经济要素价格扭曲的影响,考察行政垄断在要素市场上的经济绩效。根据以上研究,得出以下结论:

(1)从行业层面分析看,中国工业行业要素价格扭曲呈现出国有企业的资本价格相对偏低和劳动价格相对偏高的特征。且以 2003 年为界点,资本要素价格扭曲程度经历了一个先下降后上升的过程,劳动要素价格扭曲则直线上升。要素价格扭曲的现象表现出一定的行业分布规律,要素价格扭曲程度与行业的竞争程度、行业受政府规制与否高度相关。

(2)从实证研究分析看,两步法内生性检验表明,行政垄断并不是一个完全决定于经济体制的外生变量,而是会受到垄断租金影响的内生性变量,传统的估计方法会出现一定程度的内生性问题。因此,忽略内生性问题的传统估计法,会导致行政垄断的危害性严重被低估,甚至形成错误的政策导向。为控制解释变量的内生性问题,本文选取了管理费用作为合理的工具变量,然后使用面板工具变量模型进行回归估计。IV 估计下,行政垄断对要素价格扭曲带来了严重的正效应,即行政垄断引致要素价格扭曲,导致国有企业与民营企业要素市场割裂。

(3)从接下来的“十三五”时期看,中国应减少政府在资源配置环节的行政审批干预,依托自由贸易区改革战略,积极推进要素市场化改革,实现资源优化配置。与此同时,应深化国有企业改革,明确国有企业功能定位,强调减少甚至消除政策性负担和社会性负担,使国有企业加速与市场经济的融合,提高活力、控制力、影响力、抗风险能力,最终改变要素价格扭曲现状。

(4)当前基于国际经济学研究前沿的 H-K 模型的国内实证结果出现较大波动,其根本原因并不在于该模型的正确与否,而在于国内学界对这些理论模型的中国适用性缺乏足够的讨论。关于 H-K 模型的适用性及其与中国数据的匹配问题,均有待学界进行深入探讨。一旦新方法难以得出一致的结论,传统方法的价值将重新显现,本文正是一次这样的抛砖引玉尝试。关于行政垄断与要素价格扭曲的后续研究,有待学界共勉。

[参考文献]

- [1]盛仕斌,徐海.要素价格扭曲的就业效应研究[J].经济研究,1999,(5):66-72.
- [2]史晋川,赵自芳.所有制约束与要素价格扭曲——基于中国工业行业数据的实证分析[J].统计研究,2007,(6):42-47.
- [3]王宁,史晋川.中国要素价格扭曲程度的测度[J].数量经济技术经济研究,2015,(9):149-161.
- [4]Johnson, H. G. Factor Market Distortion and the Shape of the Transformation Curve [J]. *Econometrica*, 1966,34(3):686-698.
- [5]Mundlak, Y. Further Implications of Distortion in the Factor Market[J]. *Econometrica*, 1970,38(3):517-535.
- [6]郑振雄,刘艳彬.要素价格扭曲下的产业结构演进研究[J].中国经济问题,2013,(3):68-78.
- [7]褚敏,靳涛.政府悖论、国有企业垄断与收入差距——基于中国转型特征的一个实证检验[J].中国工业经济,2013,(2):18-30.
- [8]刘小玄,周晓艳.金融资源与实体经济之间配置关系的检验——兼论经济结构失衡的原因[J].金融研究,2011,(2):57-70.
- [9]韩剑,郑秋玲.政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解[J].中国工业经济,2014,(11):69-81.
- [10]邵宜航,步晓宁,张天华.资源配置扭曲与中国工业全要素生产率——基于工业企业数据库再测算[J].中国工业经济,2013,(12):39-51.
- [11]靳来群,林金忠,丁诗诗.行政垄断对所有制差异所致资源错配的影响[J].中国工业经济,2015,(4):31-43.
- [12]Hsieh, C. T., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009,124(4):1403-1448.
- [13]陈林,朱卫平.经济国有化与行政垄断制度的发展:基于制度变迁理论的经济史研究[J].财经研究,2012,(3):49-58.
- [14]Aoki, S. A Simple Accounting Framework for the Effect of Resource Misallocation on Aggregate Productivity[R]. MPRA Working Paper, 2009.
- [15]刘小玄,曲玥.工资差异的比较及其决定因素——2000—2004年中国工业企业的经验研究[J].中国劳动经济学,2007,(1):31-61.
- [16]邓伟,叶林祥.上游产业垄断与国有企业的高工资:来自省际面板数据的经验分析[J].南开经济研究,2012,(3):95-109.
- [17]于良春,张俊双.中国垄断行业收入分配效应的实证研究[J].财经问题研究,2013,(1):24-29.
- [18]姜付秀,余晖.中国行政性垄断的危害——市场势力效应和收入分配效应的实证研究[J].中国工业经济,2007,(10):71-78.
- [19]张原.行政垄断的收入分配效应:理论及中国的经验研究[D].杭州:浙江大学,2009.
- [20]葛鹏,李思龙.金融摩擦、资本错配与全要素生产率——基于中国工业企业的数据分析[R].上海财经大学工作论文,2015.
- [21]Hsieh, Chang-Tai, and Zheng (Michael) Song. Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China[R]. NBER Working Paper, 2015.
- [22]陈林,刘小玄.自然垄断的测度模型及其应用——以中国重化工业为例[J].中国工业经济,2014,(8):5-17.
- [23]罗楚亮,倪青山.资本深化与劳动收入比重——基于工业企业数据的经验研究[J].经济学动态,2015,(8):40-50.
- [24]陈林,汤秀梅,刘小玄.全要素生产率影响成本函数估计吗[J].统计研究,2015,(11):10-19.
- [25]刘小玄.中国转轨经济中的产权结构和市场结构——产业绩效水平的决定因素[J].经济研究,2003,(1):21-29.
- [26]白重恩,杜颖娟,陶志刚,全月婷.地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势[J].经济研究,2004(4):4-13.

- [27]丁启军,伊淑彪. 中国行政垄断行业效率损失研究[J]. 山西财经大学学报, 2008,(2):42-47.
- [28]于良春,余东华. 中国地区性行政垄断程度的测度研究[J]. 经济研究, 2009,(2):119-131.
- [29]于良春,张伟. 中国行业性行政垄断的强度和效率损失研究[J]. 经济研究, 2010,(3):16-27.
- [30]宋凌云,王贤彬. 政府补贴与产业结构变动[J]. 中国工业经济, 2013,(4):94-106.
- [31]黎文靖,李耀淘. 产业政策激励了公司投资吗[J]. 中国工业经济, 2014,(5):122-134.
- [32]于良春,余东华,张伟. 转轨经济中的反行政垄断与促进竞争政策研究[M]. 北京:经济科学出版社, 2011.
- [33]陆铭,陈钊. 分割市场的经济增长:为什么经济开放可能加剧地方保护[J]. 经济研究, 2009,(2):42-52.
- [34]陈林,朱卫平. 中国地区性行政垄断与区域经济绩效——基于工具变量法的实证研究[J]. 经济社会体制比较, 2012,(7):195-204.
- [35]Staiger, D, and J. H. Stock. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments[J]. *Econometrica*, 1997, (65):557-586.
- [36]Yong, Guo, and Angang, Hu. The Administrative Monopoly in China's Economic Transition[J]. *Communist and Post-Communist Studies*, 2004,37(2):265-280.
- [37]杨蓉. 垄断行业企业高管薪酬问题研究:基于在职消费的视角[J]. 复旦学报(社会科学版), 2011,(5):133-140.
- [38]连玉君,黎文素,黄必红. 子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究[J]. 经济学(季刊), 2014,(1):185-201.
- [39]陈志勇,陈思霞. 制度环境、地方政府投资冲动与财政预算软约束[J]. 经济研究, 2014,(3):76-87.
- [40]朱光伟,杜在超,张林. 关系、股市参与和股市回报[J]. 经济研究, 2014,(11):87-101.

Administrative Monopoly and China's Factor-Price Distortions——An Empirical Test Based on the Whole Industry Data and the Endogenous Perspective

CHEN Lin^{1,2}, LUO Li-ya³, KANG Ni¹

- (1. Industrial Economy Institute, Jinan University, Guangzhou 510632, China;
2. Guangzhou Free Trade Experimental Zone Research Base, Guangzhou 510632, China;
3. Universal Asset Management Co., Ltd, Shanghai 200120, China)

Abstract: The relationship between administrative monopoly and factor-price distortions has become a hot topic in recent research. Some researches show that government plays an important role in the intervention of market access (also called administrative monopoly). But in China, administrative licensing procedures of regulations in market access contain certain discretion, and there exist endogenous problems among factor-price distortions, administrative monopoly and economic system obviously. In order to analyze the origin and evolution tendency of distortions, this paper uses the Chinese industrial enterprise database from 1998 to 2007 in 172 industries, measuring the relative distortions of factor-price between state sector and private sector, and then uses panel instrumental variable method to conduct empirical tests for administrative monopoly and factor-price distortions. The results show that, the distortions do exist and the distortion of capital factor-price shows a "U" type. Distortion of labor factor-price presents a tendency of straight climb. At the same time, industries that exist administrative monopoly have distinct characteristics of low capital price and high labor price. To some extent, administrative monopoly leads to the distortions of China's industrial factor prices.

Key Words: administrative monopoly; factor-price distortions; endogenous problem; panel Probit; instrumental variable

JEL Classification: D61 L43 O47

[责任编辑:王燕梅]